

Le Statut Résidentiel affecte-t-il la Durée de Chômage ? Une estimation micro-économétrique sur données françaises

Carole Brunet* et Jean-Yves Lesueur*

Résumé

Des études sur données agrégées ont mis en évidence une corrélation positive entre le taux de propriétaires et le taux de chômage en Europe et aux Etats-Unis. Ce fait stylisé a donné lieu à de nombreux travaux sur données individuelles américaines, danoises ou anglaises, qui ont conduit à des résultats contradictoires. L'étude économétrique proposée dans cet article s'inscrit dans cette réflexion. L'influence de la propriété immobilière sur la durée des épisodes individuels de chômage est estimée à partir d'un échantillon français issu de l'enquête TDE-MLT, en tenant compte des questions de censure et d'auto sélection. Nos résultats indiquent un effet significatif positif de la propriété immobilière sur la durée de chômage.

Does Homeownership affect Unemployment Duration ? A French Micro-econometric Study

Abstract

Studies based on macroeconomic data have showed that homeownership and unemployment rates are positively correlated in Europe and in United-States. This stylised fact has given rise to several studies based on individual data from United-States, Denmark or Great-Britain, which have produced contradictory results. The present work offers an econometric study that adds to this literature. We estimate the effect of homeownership on individual unemployment duration using the French "TDE-MLT" survey from which a data set is extracted, taking into account censoring and non random selection of individuals into their residential status. Our results indicate that homeownership exerts a significant positive effect on unemployment duration.

Classification JEL : C41, J6, R21

INTRODUCTION

La répartition du mode d'occupation des logements entre propriétaires et locataires a récemment été avancée comme l'une des explications aux différences internationales ou interrégionales de taux de chômage observées en Europe et aux Etats-Unis. A travers les résultats obtenus pour les pays de l'OCDE sur données macroéconomiques, Oswald [1996, 1997, 1998] évalue à 0.2 en moyenne la corrélation entre niveaux ou taux de croissance du chômage et la proportion de propriétaires, et ce aussi bien entre pays qu'entre régions au niveau intra-national, et l'étude de Nickell et Layard [1999] aboutit à un résultat relativement proche. Ces dernières décennies ont été marquées dans la plupart des pays européens, à la fois par une croissance importante de la proportion de propriétaires et par une progression du

(*) GATE (Groupe d'Analyse et de Théorie Economique), UMR-CNRS n°5824, Université Lumière Lyon 2, 93, chemin des mouilles BP 167 69131 Ecully Cedex, Email : brunet@gate.cnrs.fr, lesueur@gate.cnrs.fr

taux de chômage. En France, ce dernier représentait moins de 5% de la population active dans les années cinquante contre plus de 10% dans les années quatre-vingt-dix. Parallèlement, si le nombre d'accédants à la propriété semble s'être stabilisé durant la dernière décennie (Dubujet et Le Blanc, [2000]), la proportion des résidences principales occupées par leur propriétaire s'est régulièrement accrue, de 30% en 1955, à 42% en 1963 puis à 55% en 1996 (Bonnaud, Lévy et Robin [1996], Louvot-Runavot, [2001]). Elle atteint en 1994 des valeurs plus élevées encore dans des pays comme la Grande-Bretagne (65%), l'Italie (68%), l'Espagne (75%), l'Irlande (76%), la Belgique (65%) ou les pays du nord de l'Europe comme la Norvège (78%) et la Finlande (78%), l'Allemagne et le Danemark enregistrant des taux voisins de la France dans ce domaine.

Cette évolution, en partie favorisée par des politiques publiques d'aide à l'accession à la propriété (prêts à taux bonifié, prêt aidé, prêt à taux zéro), s'inscrit également dans de profondes modifications des liens entre marché du travail et marché du logement, notamment à travers l'essor de la péri urbanisation et des migrations alternantes. La détente des taux d'intérêt enregistrée récemment participe également à cette dynamique. Ces faits stylisés militent donc en faveur d'une analyse de la nature et du sens des liens entre les choix résidentiels et les transitions vers l'emploi sur le marché du travail.

Les études réalisées sur les comportements de demande de logement (Gobillon [2001], Henley [1998], Smith, Rosen et Fallis [1988]) permettent de tirer deux conclusions générales. D'une part, le statut de propriétaire est synonyme de coûts de mobilité relativement élevés par rapport au statut de locataire et constitue dans ce sens un obstacle à la mobilité. Eu égard à la dimension inter-temporelle de cette décision, les agents qui optent pour un statut de propriétaire ont, toutes choses égales par ailleurs, des anticipations de mobilité moindres ou des anticipations "optimistes" sur leur capacité à faire face à des coûts importants en cas de mobilité future. D'autre part, le choix, plus ou moins contraint, du mode d'occupation du logement est aussi celui d'une distance aux différents lieux sociaux de l'individu, au premier rang desquels le lieu de travail (Clark, Huang et Withers [2003]).

On se propose dans cette étude d'évaluer, sur données individuelles françaises, l'influence du statut résidentiel (location ou propriété) des individus chômeurs sur la durée de leurs épisodes de chômage. On présente tout d'abord un survol des travaux micro-économétriques récents réalisés dans ce domaine. Après une brève présentation de l'échantillon, la méthode économétrique retenue et les principaux déterminants du choix d'accès à la propriété sont ensuite commentés. L'estimation économétrique d'un modèle de durée paramétrique contrôlant simultanément la règle de sélection qui préside au choix du statut résidentiel et les facteurs d'hétérogénéité inobservable est enfin présenté. Les résultats obtenus à ce niveau sur données individuelles françaises ne réfutent pas l'hypothèse soutenue par Oswald.

DES TRAVAUX MICROECONOMETRIQUES AUX RESULTATS AMBIGUS

Green et Hendershott [2001a, 2001b] ont analysé l'impact du statut résidentiel sur la durée des épisodes de chômage à partir de données individuelles américaines. Ils obtiennent des résultats qualitativement conformes à l'hypothèse d'Oswald bien

que l'impact du statut de propriétaire sur la durée du chômage ne représente qu'un huitième de celui issu des études sur données agrégées. D'autres travaux micro-économétriques suggèrent toutefois un positionnement plutôt favorable des propriétaires sur le marché du travail (Van Leuvensteijn et Koning [2000]), et ce malgré une plus faible mobilité résidentielle de la part de ces derniers (Van Ommeren et Rietveld [2002]).

Dans une contribution récente à ce débat, Coulson et Fisher [2002] remettent en cause l'hypothèse d'Oswald à partir d'estimations économétriques menées successivement sur les données individuelles américaines du recensement de population (*Current Population Survey*) de mars 2000 et les données de l'enquête sur les revenus (*Panel Survey of Income Dynamics*) de 1993. Les résultats économétriques obtenus sur les données de la première enquête montrent que la probabilité de chômage est négativement corrélée au statut de propriétaire. L'estimation d'une équation de salaire révèle également que les propriétaires sont caractérisés toutes choses égales par ailleurs par des salaires plus élevés. Enfin, l'estimation économétrique d'un modèle de durée Weibull sur les données de l'enquête sur les revenus de 1993, confirme que la durée des épisodes de chômage est systématiquement plus courte pour les propriétaires que pour les locataires. Ces résultats doivent toutefois être pris avec prudence car ni l'endogénéité du statut résidentiel, ni la présence d'hétérogénéité inobservable ne sont contrôlées lors des estimations. De même les problèmes de biais de sélection liés à la constitution de l'échantillon, sa taille limitée (204 observations) et le fort pourcentage de population censurée (plus de 75%) conduisent à émettre de sévères réserves sur la robustesse des résultats obtenus.

Utilisant les données du *British Household Panel Survey* sur la période 1991-1995, Arulampalam, Booth et Taylor [2000], obtiennent des résultats similaires pour l'Angleterre. En contrôlant les effets des caractéristiques individuelles et les sources d'hétérogénéité inobservables, ils mettent en évidence un effet négatif statistiquement significatif (au seuil de 10%) du statut de propriétaire sur la probabilité de chômage. Selon les auteurs, ce résultat reflète l'effet des contraintes financières de long terme qui sont associées au statut de propriétaire et qui amènent ces derniers à faire preuve, d'une part d'une plus forte intensité de recherche dans l'état de chômage et d'autre part, d'une plus forte implication dans l'emploi pour réduire les risques de séparation.

A partir de la même base de donnée mais couvrant deux vagues supplémentaires, Böheim et Taylor [1999] font apparaître clairement les effets de contagion du statut résidentiel sur la mobilité des chômeurs sur le marché du travail. Lors de l'estimation de la décision conjointe de mobilité et de changement d'emploi par un modèle probit bivarié, ils distinguent les accédants à la propriété supportant encore une charge d'emprunt et les propriétaires. Leurs résultats montrent que les propriétaires manifestent comme les locataires, une propension à la mobilité nettement plus élevée (de l'ordre de plus 2% pour les premiers et plus 3,5% pour les second) que les accédants. Selon les auteurs, si ce résultat peut nourrir l'hypothèse avancée par Oswald, il peut également traduire le fait que les propriétaires qui subissent des coûts de mobilité plus élevés peuvent plus facilement accepter des distances de déplacements « domicile-travail » plus longues dans la quête d'un nouvel emploi.

Munch, Rosholm et Svarer [2003] ont intégré récemment de telles considérations spatiales dans leur modèle de recherche d'emploi en différenciant

marchés de l'emploi local et national. Les propriétés d'équilibre du modèle mettent en évidence un encadrement du salaire de réserve des locataires par deux bornes extrêmes que sont le salaire de réserve des propriétaires *stayers* et celui des propriétaires *movers*. Si l'on n'impose aucune restriction sur les taux d'arrivée des offres à l'intérieur ou en dehors du marché local du travail, les effets attendus sur les taux de sortie du chômage ne permettent pas de hiérarchiser locataires et propriétaires. A partir de données de panel danoises couvrant la période 1997-2000, un modèle de durée à risques concurrents est alors estimé en contrôlant la règle de sélection qui préside au choix du statut de propriétaire. Les résultats obtenus dans les deux régimes (*movers* versus *stayers*) manifestent des effets très discriminants du statut de propriétaire sur le taux de sortie du chômage. Sur le marché local du travail, le statut de propriétaire tend à améliorer significativement la probabilité de retour à l'emploi alors qu'il exerce un effet opposé et tout aussi significatif lorsque le retour à l'emploi est associé à une mobilité spatiale. Les auteurs montrent que dans l'ensemble, l'effet positif l'emporte sur l'effet négatif de sorte que le statut de propriétaire semble globalement favoriser, toutes choses égales par ailleurs, le retour à l'emploi, résultat qui réfute l'hypothèse d'Oswald.

Ainsi, si les faits stylisés observés au niveau macro-économiques paraissent cohérents avec l'hypothèse d'Oswald, les résultats micro-économétriques ne confirment pas l'existence des mécanismes invoqués pour la justifier ou tout au moins fournissent des réponses ambiguës. Dans le cas français où une politique active du logement en faveur de l'accès à la propriété a souvent été menée indépendamment des politiques de l'emploi, l'étude du lien entre statut résidentiel et durée des épisodes de chômage peut s'avérer riche d'enseignements.

LE MODELE ECONOMETRIQUE ET LE TRAITEMENT DU BIAIS DE SELECTION

Les données mobilisées¹ dans les applications économétriques sont issues de trois sources. Les données individuelles proviennent de l'enquête Trajectoire des Demandeurs d'Emploi-Marché Local du Travail [TDE-MLT] réalisée par la DARES sur une cohorte d'individus entrés au chômage entre avril et juin 1995 et suivis pendant trente trois mois. Les informations sur le coût du logement sont extraites d'une base de données élaborée par l'INSEE en collaboration avec les chambres de notaires d'Ile-de-France et de province. Elles sont complétées par des données du recensement de la population de 1999 et des recensements communaux de 1988 et 1998 effectués par l'INSEE.

L'échantillon exploité comporte 3965 individus renseignés et présente l'avantage d'être exempt de toute censure à gauche en ce qui concerne les durées de chômage puisque l'initialisation de la base correspond à l'inscription des individus à l'ANPE. Les individus sont répartis dans huit zones d'emplois délimitant un

¹ L'exploitation dans cet article des données de l'enquête Trajectoires des Demandeurs d'Emploi Marché Local du Travail a pu être réalisée grâce au concours conjoint de la Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques du Ministère de l'emploi et de la Solidarité, du Commissariat Général du Plan. Les auteurs tiennent à remercier François Dubujet (INSEE) et Muriel Chavret de la Chambre des Notaires de Paris concernant l'accès aux données sur les transactions immobilières.

périmètre dans lequel s'effectue l'essentiel des déplacements domicile-travail : Cergy-Pontoise, Mantes et Poissy-les-Mureaux (Ile-de-France), Roubaix et Lens (Nord), Aix-en-provence, Etang-de-Berre et Marseille (PACA).

Le croisement de plusieurs critères permet une première approche des effets discriminants du statut résidentiel sur la durée de chômage. Les durées de chômage des individus propriétaires apparaissent ainsi plus longues que celles des locataires (presque 1 an pour les premiers, moins de 11 mois pour les seconds). Les individus logés à titre gratuit ont quant à eux des durées de chômage plus courtes, autour de huit mois et demi en moyenne. La composition par catégorie socio-professionnelle et tranches d'âge fait aussi apparaître des différences marquées quant au mode d'occupation du logement. Ainsi pour 50% des cadres et professions libérales, le mode d'occupation du logement correspond à la propriété privée. Cette proportion chute à 34% pour les professions intermédiaires, tandis que 20% des ouvriers et 26% des employés sont propriétaires de leur logement. La répartition par classe d'âge du point de vue du statut résidentiel est également très différenciée puisque l'on ne compte quasiment pas d'individus propriétaires en dessous de 25 ans, que 14% des individus dont l'âge se situe entre 25 et 34 ans sont propriétaires, cette proportion atteignant 42% et 52% respectivement entre 34 et 50 ans puis au delà de 50 ans. Cette analyse purement descriptive met en évidence le fait que de nombreuses caractéristiques socio-démographiques susceptibles d'influencer les performances sur le marché du travail sont également autant de facteurs différenciant le mode d'occupation du logement.

La méthode économétrique retenue est directement inspirée de la procédure suggérée par Heckman et Robb [1985], face au problème d'auto-sélection. Le choix du mode d'occupation du logement est déterminé par une équation de sélection conditionnant le choix du statut résidentiel (variable latente M_i^*) aux caractéristiques individuelles Z_i . M_i^* représente le différentiel d'utilité expérimenté par un individu considérant alternativement l'utilité associée à la propriété, soit U_p , et l'utilité associée à la location, soit U_l .

On a :

$$M_i^* = U_p - U_l = \alpha Z_i + \mu_i, \text{ où } \mu_i \sim N(0, \sigma_\mu)$$

et on observe :

$$M_i = 1 \Leftrightarrow M_i^* > 0 \text{ ou } M_i = 0 \Leftrightarrow M_i^* \leq 0$$

La variable de sélection est ainsi instrumentée sur des variables Z_i contrôlant à la fois les effets des caractéristiques individuelles et les facteurs environnementaux qui président à l'accès à la propriété. Ces derniers reflètent les caractéristiques locales du marché du logement et du lieu de résidence et influencent le choix du mode d'occupation à travers plusieurs éléments au premier rang desquels le coût relatif de la location à la propriété. Un indice reflétant le prix de vente moyen des biens immobiliers au niveau communal a donc été introduit. Il est calculé en faisant la moyenne des prix de vente de différents de biens (maisons neuves et anciennes, appartements neufs et anciens) sur les années 1994 à 1996. Pour tenir compte des spécificités du marché du logement en Ile-de-France, une variable muette valant 1 pour les communes de la région parisienne a été croisée avec l'indice de prix et introduite dans la régression. D'autre part, un indice du coût de la location au niveau communal a été obtenu en calculant un loyer moyen par commune à partir des loyers déclarés par les individus de l'enquête. Il est utilisé comme *proxy* à défaut d'autre information disponible, ses variations intercommunales étant indicatrices des différences de coût sur le marché locatif. Ces indices de prix reflètent à la fois les caractéristiques intrinsèques des logements, information non disponible dans la base

de données, et des informations d'ordre spatial dont on peut contrôler l'influence. On a ainsi introduit la distance à la commune la plus fréquentée, la distance aux emplois et le type de la commune de résidence de l'individu (rurale, banlieue, ville-centre ou ville isolée) comme variables explicatives de la décision d'être propriétaire. D'autres indicateurs rendant compte de la tension sur le marché du logement ont enfin été introduits à travers un indice de population communal, le taux de logement vacants et la proportion de la population propriétaire au niveau départemental. On a également contrôlé les effets de la spéculation qui a animé le marché immobilier, en particulier en région Ile de France, de 1987 à 1990. Dans cette période en effet, une conjoncture favorable associée aux mesures de déréglementation (loi Méhaignerie en 1986) ont été les facteurs propices au développement de la bulle spéculative à l'origine de la dynamique atypique des prix sur le marché immobilier (Renard [1996]). On introduit donc une variable binaire prenant la valeur 1 pour tous les propriétaires de l'échantillon dont l'acquisition du logement a été réalisée dans cette période. Un effet spécifique au cas des acquisitions réalisés dans cette période dans la région Ile de France a également été retenu.

Eu égard à la nature discrète de la variable M_i , l'instrumentation est menée à partir de l'estimation d'un modèle probit. La probabilité estimée \hat{M}_i est ensuite introduite dans l'estimation finale du modèle de durée suivant:

$$DU_i = \gamma' X_i + \delta \hat{M}_i + \varepsilon_i$$

où X_i est un vecteur représentant les variables d'intérêt du modèle non contrôlées par les estimations de l'équation de sélection. L'estimation paramétrique du modèle de durée sous cette spécification permet d'obtenir des estimateurs sans biais de γ et δ .

Les estimations ont été effectuées en appliquant la correction de White permettant d'obtenir des t-test non biaisés en présence d'hétéroscédasticité². Le modèle est globalement significatif avec un pseudo-R², égal à 0.252 et un pourcentage de prédictions correctes de 80.2%, parmi lesquelles plus de 37% de prédiction du "succès". Les effets des variables explicatives sur la probabilité d'être propriétaire sont tous conformes aux effets attendus et la quasi totalité des coefficients associés aux variables explicatives sont significatifs au seuil de 5%. La significativité globale du modèle indique l'endogénéité potentielle de la variable reflétant le statut de propriétaire. Les 3965 probabilités ainsi estimées, soit la variable "PROest", ont été utilisées pour l'évaluation de son influence sur la durée des épisodes de chômage individuels.

RESULTATS ECONOMETRIQUES DU MODELE DE DUREE DE CHOMAGE

La méthode de contrôle de l'endogénéité de la variable PROPRI retenue dans notre démarche offre une large flexibilité dans la spécification des lois de durée. On a procédé à différentes estimations paramétriques et semi-paramétrique permettant d'apprécier les hypothèses alternatives quand à l'allure du taux de hasard. Sous le

² Les résultats économétriques de cette équation probit intermédiaire non reproduits dans cet article sont disponibles sur simple demande auprès des auteurs ou consultables sur le site web du GATE : [http : //www.gate.cnrs.fr](http://www.gate.cnrs.fr)

critère informationnel d'Akaike et l'analyse des résidus de Cox-Snell³, la mise en concurrence de plusieurs spécifications estimées (Gamma, Weibull, exponentielle, log normale) indique que la loi log normale est la mieux adaptée aux données, c'est à dire que le taux de hasard est non monotone. Afin de renforcer la robustesse de l'estimation économétrique, nous avons estimé ce modèle de durée en introduisant une correction de l'hétérogénéité inobservée par une loi Gamma. Nous présentons seulement les résultats relatifs à cette loi de durée dans le tableau en fin de texte. Le caractère significatif du coefficient associé au terme d'hétérogénéité (thêta) indique l'intérêt du recours au modèle log normal avec correction des effets individuels inobservables.

Outre la variable "PROest", centrale à notre étude, d'autres variables permettant de représenter les situations individuelles sur le marché du logement, les attributs individuels, les stratégies de recherche mobilisés et l'indemnisation chômage ont été prises en compte lors de ces différentes estimations.

Une variable muette signalant les individus logés gratuitement est introduite. La littérature ayant mis en évidence des effets potentiellement différenciés sur les enfants selon le statut résidentiel des parents, on introduit une variable pour les enfants de propriétaires résidant au domicile parental. On prend en compte les effets des aides publiques en matière de logement en introduisant une variable pour caractériser les individus bénéficiaires d'une allocation logement. Des travaux appliqués incriminent souvent ce type de subvention comme un facteur d'incitation à l'immobilité. Enfin, une variable permet de contrôler l'influence exercée par les contraintes financières liées à la résidence principale. Des variables permettant de localiser les individus dans les différentes zones d'emploi concernées par l'enquête sont également introduites pour contrôler la spécificité des marchés locaux du travail.

Dans la spécification log-normale retenue, la probabilité estimée d'être propriétaire exerce un effet statistiquement significatif sur la durée du chômage au seuil de 7%. Bien que les méthodes d'estimations retenues soient différentes, nos résultats sur données françaises ne réfutent pas l'hypothèse avancée par Oswald. Les coûts de mobilités associés au statut résidentiel des propriétaires semblent toutes choses égales par ailleurs réduire leur taux de sortie du chômage. Si la situation des logés à titre gratuit n'affecte pas de manière significative la durée de l'épisode de chômage, on observe en revanche un effet négatif de la cohabitation parentale pour les enfants de propriétaires⁴.

Les bénéficiaires d'allocations logement ont des durées de chômage plus longues, ainsi que les bénéficiaires d'indemnités chômage. Les titulaires du permis de conduire ont des durées de chômage significativement plus courtes. Les variables démographiques ont les effets classiques attendus : être en couple réduit la durée de chômage, les individus restent d'autant plus longtemps au chômage qu'ils sont âgés, être de nationalité française ou européenne diminue le temps passé au chômage, le premier effet étant nettement plus significatif que le second. L'intensité de la recherche d'emploi diminue la durée de chômage, mais les coefficients semblent indiquer une décroissance de la productivité marginale de l'effort de recherche. Si la

³ Si le modèle est bien spécifié, les résidus de Cox-Snell suivent une loi exponentielle de paramètre $\lambda=1$. On peut tester cette hypothèse en estimant la fonction de hasard intégrée du modèle dans lequel les résidus de Cox-Snell sont la variable de durée. Le hasard intégré en fonction des résidus est représenté par une droite de pente égale à 1 si la spécification est correcte.

⁴ Une méthode d'instrumentation alternative menée à partir de l'estimation d'un modèle logistique multinomial dissociant les statuts de locataires, propriétaires et occupant à titre gratuit confirme ces résultats. Cette spécification est disponible sur simple demande auprès des auteurs.

cause de départ du dernier emploi est un licenciement, les individus ont des durées de chômage plus longues. Les diplômés de l'enseignement supérieur ou technique ont des durées de chômage significativement plus courtes que les non diplômés, le premier effet étant d'une plus grande ampleur. Par ailleurs, les individus qui occupaient un poste d'employé avant leur entrée au chômage ont des durées de chômage significativement plus longues que les ouvriers. Enfin, la localisation dans les zones d'emploi de la région parisienne ou du nord diminuent la durée de chômage par rapport aux zones d'emploi de la région PACA.

CONCLUSION

Des faits stylisés macro-économiques mettant en évidence une corrélation entre le taux de propriétaires et le taux de chômage nous ont conduit à mener une investigation des relations entre marché du travail et marché du logement au niveau micro-économique. Eu égard aux résultats ambigus délivrés par les travaux micro-économétriques dans ce domaine, l'objectif était d'évaluer pour le cas français la mesure dans laquelle le statut de propriétaire est susceptible de se traduire par des durées de chômage plus longues pour les individus concernés.

L'estimation par un modèle probit du mode d'occupation du logement a révélé l'influence d'un certain nombre de caractéristiques individuelles et a pu être enrichie par l'introduction de variables reflétant les caractéristiques spatiales et le coût du logement. Correction faite des facteurs d'hétérogénéité inobservable, l'investigation de l'influence du statut résidentiel sur la durée du chômage à partir d'un échantillon d'individus en recherche d'emploi, conduit à confirmer l'hypothèse suggérée par Oswald.

Bien entendu, la démarche retenue dans cette étude consiste à estimer des formes réduites de modèles de durée qui n'ont qu'un lien indirect avec un modèle structurel de recherche plus complet. A ce niveau, ces résultats pourraient être complétés par une prise en compte plus poussée des comportements individuels dans la recherche d'emploi, notamment à l'égard des contraintes spatiales supportées dans la recherche, afin d'explorer les liaisons entre localisation résidentielle, coûts de mobilité liés au statut résidentiel et trajectoire sur le marché de l'emploi.

Bibliographie

- ARULAMPALAM W., BOOTH A. L. et TAYLOR M.P. [2000], "Unemployment Persistence", *Oxford Economic Papers*, vol. 52, p. 24-50.
- BESSY-PIETRI P. [2000], "Les formes récentes de la croissance urbaine", *Economie et Statistique* N° 336, vol. 6, p. 35 – 52.

- BOEHEIM R. et TAYLOR M. [2000], "Residential mobility, housing tenure and the labor market in Britain", *working paper*, Institute for Social and Economic Research and Institute for Labor Research, University of Essex.
- BONNAUD A., LEVY B. et ROBIN Y. [1996], "Le Logement : Reconstruction, grands ensembles et accession à la propriété", *INSEE Premières*, N°456, Mai.
- CLARK W.A. , HUANG Y. et WITHERS S. [2003], "Does commuting distance matter? Commuting distance and residential change", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 33, p. 199-221.
- COULSON N.E. et L.M. FISHER [2002], "Tenure choice and labour market outcomes", *Housing Studies*, vol. 17, N°35-49, p. 35-49.
- DUBUJET F. et LE BLANC D. [2000], "Accession à la propriété : le régime de croisière?", *INSEE Première*, No 718.
- GOBILLON L. [2001], "Emploi, logement et mobilité résidentielle", *Economie et Statistique*, N°349 – 350, p. 77 – 97 .
- GREEN R.K. et HENDERSHOTT P.H. [2001a], "Home-ownership and unemployment in the US", *Urban Studies*, vol 38, No 9, p.1509-1520.
- GREEN R.K. et HENDERSHOTT P.H. [2001b], "Home-ownership and the duration of unemployment : a test of the Oswald hypothesis", *NBER Working Paper*.
- GREGG P., MACHIN S. et MANNING A. [2001], "Mobility and Joblessness", *Working Paper*.
- HECKMAN J.J. et ROBB R. [1985], "Alternative methods for evaluating the impact of interventions: an overview", *Journal of Econometrics*, 30, p.239-267.
- HENLEY A. [1998], "Residential mobility, housing equity and the labor market", *The Economic Journal*, 108, p. 414-427.
- LOUVOT-RUNAVOT C. [2001], "Le logement dans l'union européenne : la propriété prend le pas sur la location", *Economie et Statistique*, n°343-3, p.29 - 50.
- MUNCH J.R., ROSHOLM M. et SVARER M. [2003], "Are Home Owners Really More Unemployed?", *IZA Discussion Paper*, N°872, Septembre, p.1-28.
- NICKELL S. et LAYARD R. [1999], Labor Market Institutions and Economic Performance, in Ashenfelter, O. and Card, D. (eds): *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, p. 3029-3084.
- OSWALD A.J. [1996], "A conjecture on the explanation for high unemployment in the industrialised nations : part I", *University of Warwick Economic Research Papers*, n° 475.
- OSWALD A.J. [1997], "Thoughts on NAIRU", *Correspondence to Journal of Economic Perspectives*, 11, p. 227-228.
- OSWALD A.J. [1998], "The missing piece of the unemployment puzzle", CEPR/ESRC Workshop on Unemployment Dynamics, London, 4th November.
- RENARD V. [1996], "Quelques caractéristiques des marchés fonciers et immobiliers", *Economie et Statistique*, N° 294-295 vol 4/5 , p. 89-97.
- SMITH L.B., ROSEN K.T. et FALLIS G. [1988], "Recent Developments in economic models of housing markets", *Journal of Economic Literature*, Vol. 26, p. 29-64.
- VAN LEUVENSTEIN M. et KONING P. [2000], "The effects of home-ownership on labour mobility in the netherlands : Oswald's theses revisited", *Research Memorandum*, n°173, Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- VAN OMMEREN J.N. ET RIETVELD P. [2002], "Commuting, spatial search and labour market bargaining", *Working Paper*.

Résultats de l'estimation du modèle de durée Log Normal avec correction Gamma

Variable	Coefficients	(t de student)
PROest : être propriétaire	0.319	1.81*
DOMPAR : logés à titre gratuit	0.137	1.49 ns
ENFPRO : enfants de propriétaires logés à titre gratuit.	-0.188	-2.02**
CF: remboursements logement	-0.075	- 1.18 ns
ALLOCLOG:aide au logement	0.224	4.62***
INDEMCHO indemnités chômage	0.584	10.52***
PERMIS : permis de conduire	-0.391	6.19***
Age : CLASSE1 : [16 ; 25[Réf	
CLASSE2 : [25 ; 34[0.277	4.58***
CLASSE3 : [34 ; 50[0.588	7.89***
CLASSE4 : [50 et plus[1.080	7.41***
FRANC : français	-0.364	-3.69***
EUROP : européen	-0.231	-1.58ns
FEMME	0.082	1.49ns
COUPLE	-0.209	-3.04***
Intensité de la recherche (heures/semaine) ::		
PEURECHE, MOYRECH1:[0; 10[Réf	
MOYRECH2 : [10 ; 20[-0.158	-2.98***
BCQRECH : [20 et plus[-0.135	-2 .25**
Formation initiale :		
NDIPL : non diplômé	Réf	
DIPLTEC : diplôme technique	-0.162	-3.38***
ENSUP : enseignement sup.	-0.235	-3.62***
CSP du dernier emploi :		
CPPL :cadre ou profession libérale	0.107	0.94ns
PIIT : profession intermédiaire	0.055	0.76ns
EMPY : employé	0.249	4.25***
OUVVR : ouvrier	Réf	
Motif départ dernier emploi :		
PRECA : fin du contrat	-0 .149	-1.22ns
DEMIS : démission	0.097	0.74ns
LICEN : licenciement	0.273	2.19**
AUTRESi :	Réf	
Zone d'emploi :		
ROUBAIX	-0.434	-6.36***
LENS	-0.232	-3.22***
CERGY	-0.420	-6.07***
MANTES	-0.315	-3.84***
POISSY	-0.401	-5.60***
MARSEILLE/AIX/ETANG	Réf	
CONSTANTE	2.168	11.52***
Ln(sigma)	0.174	12.69***
Ln(thêta)	-11.70	-1.93**
Sigma	1.19	
Thêta	8.22X10 ⁻⁶	
Log vraisemblance	-4552.25	
Nombre d'observations	3280	
Wald χ^2	741.07	

(***) : significatif au seuil de 1%, (**) : significatif au seuil de 5%, (*) : significatif au seuil de 10%,
ns : non significatif